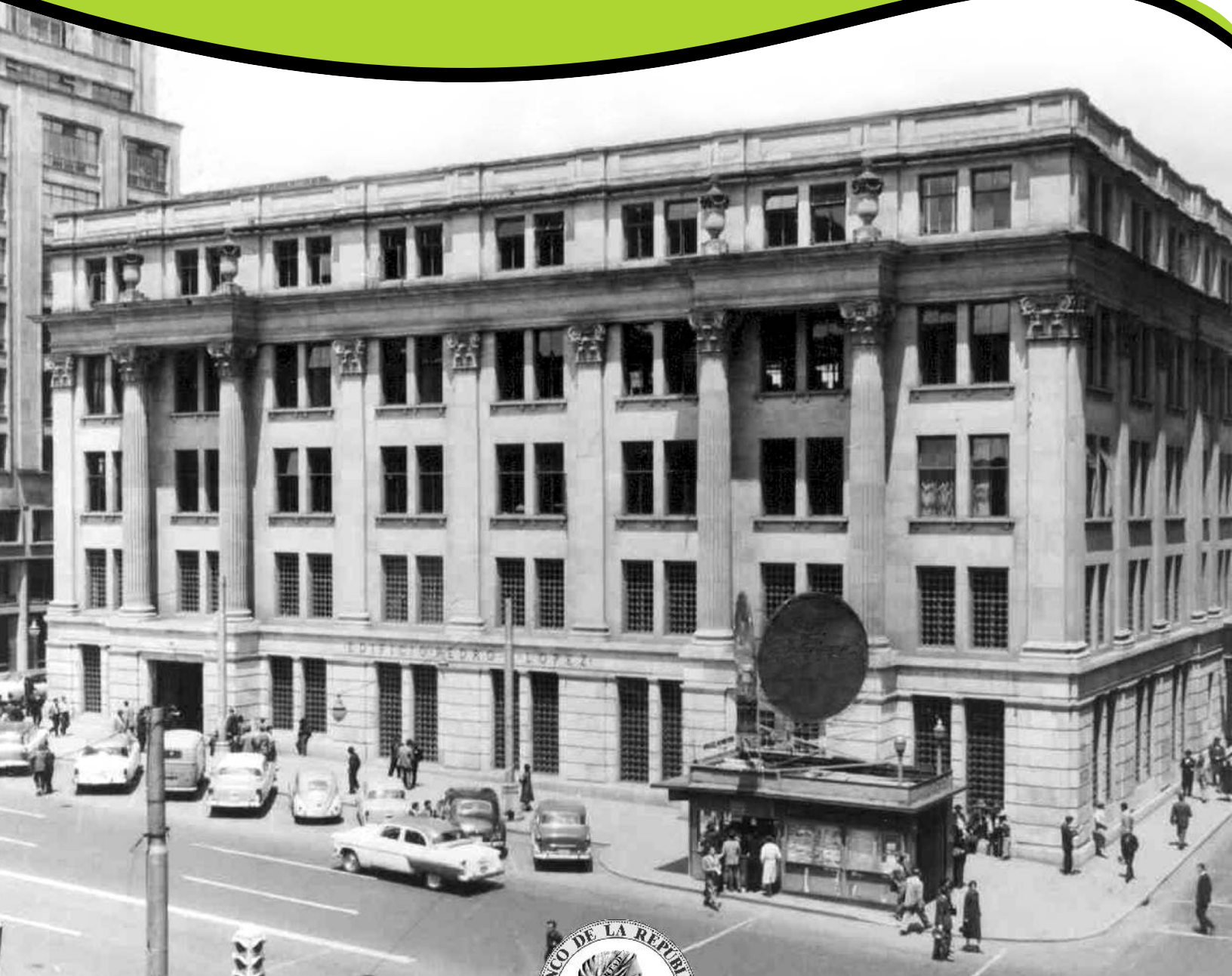


Por : Andrés Langebaek R
Eliana González Molano

Borradores de ECONOMÍA

No. 459
2007



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá -



Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

INFLACIÓN Y PRECIOS RELATIVOS EN COLOMBIA¹

Andrés Langebaek R².
Eliana González M.

Resumen.

Este trabajo analiza la relación que existe entre las características de la distribución de precios relativos (resumidas en su varianza y su asimetría) y la inflación al consumidor en Colombia. Una vez se constata la presencia de una relación contemporánea positiva y significativa entre estas variables, se analizan las relaciones de causalidad entre ellas y se procede a verificar en qué medida las características de la distribución de precios relativos contribuyen a mejorar los pronósticos de corto plazo de la inflación.

Summary

This paper examines the relation between the distribution of relative prices changes and the general inflation levels for the period 1983-2006 in Colombia. The evidence shows that there is a contemporary relation between the variance and the asymmetry of the price level distribution and the general inflation. The causality between inflation and these measures is also analyzed. Finally, the predictive power of the variance and asymmetry on inflation is reviewed.

Clasificación JEL: E-31, E-37

Palabras Claves: Inflación, Precios relativos, Pronósticos de inflación.

¹ “La serie *Borradores de Economía* es una publicación de la Subgerencia de Estudios Económicos del Banco de la República. Los trabajos son de carácter provisional, las opiniones y posibles errores son responsabilidad exclusiva de los autores y sus contenidos no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva”.

² nlangeru@banrep.gov.co; egonzamo@banrep.gov.co Unidad de Investigaciones y Dirección de Modelos Macroeconómicos respectivamente. Este trabajo se realizó por iniciativa de Juan Mauricio Ramírez. Se agradece, de manera muy especial, los comentarios de Leonardo Villar, Lavan Mahadeva y Edgar Caicedo.

1. Introducción.

La relación positiva entre la varianza de la distribución de precios relativos (VPR) y la inflación fue descubierta por Mills (1927) y corroborada para los Estados Unidos por el trabajo de Vinning y Elwertowski (1976). En el caso latinoamericano esta relación ha sido confirmada para México (Blejer y Leiderman, 1979), Chile (Leffort, 1996), Argentina, (Dabús 2000) y Uruguay (Masoller, 2002).

Si bien no parece haber discusión en el sentido que la inflación en el largo plazo es siempre un fenómeno monetario, resulta de especial interés verificar para Colombia si esta relación se mantiene y, en caso afirmativo, indagar en qué medida la VPR se constituye en una variable significativa para explicar los niveles de inflación en el corto plazo. La respuesta a esta pregunta es de trascendental importancia: teniendo en cuenta que la principal fuente de variación en los precios relativos está constituida por elementos de oferta (malas cosechas, variación en precios internacionales de materias primas, ajustes en los precios de los bienes regulados), se trata de verificar a un nivel agregado, si estas variaciones tienen impacto sobre el índice de precios al consumidor.

El objetivo de este trabajo es entonces, analizar la relación entre la VPR y la inflación en Colombia para el período 1983- 2006 de tal manera que: i) se conozca a nivel nacional y regional si esta relación está acorde con la experiencia internacional; ii) estimar los diferentes regímenes inflacionarios y determinar cuál es la causalidad entre inflación y VPR en cada uno de ellos; y iii) con base en los resultados anteriores se pretende comprobar si un conocimiento más profundo del comportamiento de la VPR ayuda a predecir los niveles de inflación.

El documento se organiza de la siguiente manera: en la sección dos se presentan los argumentos teóricos por los cuales puede existir una relación entre la VPR y la inflación. En la sección tres se presenta un resumen de los principales trabajos empíricos que se han realizado sobre el tema. En la sección cuatro se presentan las metodologías de cálculo de la VPR y la asimetría, y se describe la información utilizada así como los resultados de la relación contemporánea entre las dos variables en estudio. (tanto a nivel nacional como regional). Debido a que la causalidad entre las variables en estudio puede variar en el tiempo, lo que en consecuencia afecta su poder predictivo, en la sección cinco se determinan los regímenes inflacionarios en Colombia y se describen los resultados de pruebas de causalidad entre estas variables en los diferentes regímenes encontrados. Para terminar, en la sección seis, se describen los resultados de la estimación de curvas de Phillips para obtener inferencias sobre la capacidad de pronóstico de la VPR sobre la inflación.

2. La teoría.

Según los economistas clásicos no existe relación entre la VPR y la inflación. Son los factores reales (cambio en gustos, tecnología, shocks de oferta) los que determinan los precios relativos siendo la cantidad de dinero responsable del nivel general de precios. No existe un efecto de los precios relativos sobre la inflación puesto que dado un nivel

de ingreso constante y completa y automática flexibilidad de precios, un shock que disminuya la oferta de un bien (un insumo por ejemplo) y que por lo tanto obligue a algunas empresas a ajustar sus precios hacia arriba, reduce el ingreso disponible para consumir otros bienes, con lo que el aumento inicial se compensará con la caída de los precios de otros bienes. (Amano y Macklem 1997)³.

La existencia de una relación positiva entre la inflación y la VPR se ha convertido en un “hecho estilizado” que tratan de explicar otras escuelas de pensamiento. Por una parte, los modelos de extracción de señales suponen que un mayor nivel de inflación aumenta la incertidumbre lo que deteriora la información para la toma de decisiones. Lucas (1973), por ejemplo, argumenta que los empresarios cambian sus decisiones de producción de acuerdo con el crecimiento percibido en el precio relativo, sin embargo, les resulta difícil distinguir entre cambios en el precio de su producto y cambios en el nivel general de precios, por lo cual los ajustes en cantidades son inferiores a los óptimos. Esta menor elasticidad de oferta se traduce en una mayor VPR. En este mismo sentido, los modelos basados en la teoría de contratos (Bordo, 1980) suponen que en aquellos sectores caracterizados por asimetrías de información o problemas para asegurar el abastecimiento de materias primas de cierto nivel de calidad suelen prevalecer contratos de largo plazo. Este tipo de contratos de largo plazo genera diferentes velocidades de respuesta de los precios ante cambios en la cantidad de dinero.

Los argumentos teóricos que se presentan en el párrafo anterior sugieren que la causalidad va de la inflación a la VPR. Para algunos estructuralistas y para la nueva economía keynesiana, la causalidad es la opuesta. En el marco de esta última línea de pensamiento, en un trabajo clásico Ball y Mankiw (1995), desarrollan un modelo en el cual existen rigideces en los precios en el corto plazo como resultado de costos de menú. Estos costos hacen que en situaciones de incrementos moderados en los precios de los insumos, los empresarios mantengan inalterados los precios de sus productos aún por largos períodos de tiempo. Según los autores mencionados, en el caso de economías con inercia inflacionaria los shocks que disminuyen la oferta de algún bien tienen una mayor probabilidad de causar ajustes que aquellos que aumentan la oferta de bienes. Esto se debe a que el incentivo de hacer un ajuste hacia abajo es menor. Las implicaciones de la teoría de Ball y Mankiw (1995) son claras: i) no tiene por qué cumplirse el supuesto clásico por el cual el incremento en el precio de un bien será necesariamente compensado por la caída en otros, y ii) para cualquier momento t puede construirse una distribución de los cambios en los precios relativos. Los estadísticos que caracterizan esa distribución (varianza y asimetría) contienen información que puede ser utilizada para predecir la inflación. Cuando la distribución de precios relativos tiene sesgo positivo⁴ se predice un aumento en la inflación, por el contrario, cuando la distribución de los precios relativos tiene sesgo negativo el nivel general de precios se mantendrá constante o disminuirá pero en forma asimétrica.

Finalmente para otros autores, (Hartman 1991), la causalidad va en ambos sentidos estando estas dos variables simultáneamente determinadas.

³ Como lo señalan Debelle y Lamont (1996) y Castellanos (1997) sólo en circunstancias poco probables se puede justificar esta relación positiva: si la autoridad monetaria desconoce la presencia de un shock que disminuye la oferta de un bien en forma permanente, sobreestimaré el nivel de demanda por dinero y la oferta óptima del mismo lo cual conducirá, temporalmente, a mayores niveles de inflación.

⁴ Situación en la cual la media es mayor que la mediana. En caso contrario se habla de la existencia de sesgo negativo.

Como se verá en la próxima sección, aunque en el ámbito internacional existe una amplia literatura empírica sobre el tema, en el caso colombiano esta evidencia es escasa y parcial.

3. Principales trabajos empíricos.

Los trabajos empíricos pueden clasificarse en tres grupos según los supuestos que realizan sobre la causalidad. En el primer grupo incluimos aquellos que a priori suponen que la causalidad va de la inflación a precios relativos. En el segundo aquellos que suponen la causalidad inversa. En el tercer grupo se resumen los trabajos que tratan de deducirla la causalidad a partir de los datos observados.

Entre los trabajos que suponen que la causalidad va de inflación a precios relativos se encuentran el de Parks (1978) quien concluye que la inflación no anticipada (definida como la diferencia entre la inflación observada en el período t menos la inflación en el período $t-1$) es altamente significativa para explicar la VPR en los Estados Unidos y en Holanda. Por otra parte, Dabús (2000) en un trabajo para Argentina incorpora la posibilidad de que la relación entre estas variables no sea la misma en diferentes regímenes inflacionarios (inflación moderada, alta, muy alta e hiperinflación). El autor llega a la conclusión de que existe una relación positiva entre la VPR y la inflación.

En lo que a causalidad de precios relativos a inflación se refiere, el trabajo mencionado de Ball y Mankiw (1995) es influyente por lo siguiente: i) incorpora en el análisis no sólo la VPR sino la asimetría en la distribución de precios y ii) utiliza esta última variable como proxy de los shocks de oferta para explicar los desplazamientos de la curva de Phillips en los Estados Unidos. De otra parte para Amano y Macklem (1997) la VPR y la asimetría no pueden analizarse independientemente por lo cual proponen una medida que incorpora conjuntamente las dos variables. Mas adelante volveremos sobre este tema al adoptar la medida que proponen estos autores.

Para el caso colombiano, Núñez (2005) en una comparación del poder de pronóstico de varios modelos de inflación plantea un modelo en donde la inflación depende de la variación –contemporánea y rezagada- del precio relativo de los alimentos (precio de los alimentos sobre el nivel general de precios), la inflación pasada, la brecha de producto y M1 rezagada. El autor encuentra que la variación en el precio relativo de los alimentos tiene un alto poder explicativo sobre la inflación. Al comparar el poder predictivo de este modelo con los de modelos estructurales, monetarios y modelos de mark-up encuentra que el modelo de precios relativos de los alimentos pronostica mejor la inflación en todos los horizontes considerados.

Finalmente, en lo que a causalidad no definida a priori se destaca el trabajo de Loungani y Swagel (1995), quienes utilizan técnicas de Panel VAR para examinar la causalidad entre las dos variables. Para este propósito utilizan precios de 23 sectores industriales para 13 países de la OECD en el período 1960-1990. El trabajo confirma la relación positiva tanto de la inflación y la VPR como de la inflación y el coeficiente de asimetría. Los resultados permiten prever que la asimetría tiene influencia sobre la inflación y no al contrario.

El trabajo de Debele y Lamont (1996) también constituye una investigación original al analizar, utilizando datos de panel, la relación entre inflación y la VPR en varias ciudades de los Estados Unidos. La ventaja de esta aproximación es que elimina del análisis los efectos de la política monetaria y captura exclusivamente los cambios originados en los shocks en las ciudades. Este análisis es la base de los trabajos desarrollados por Caraballo y Usabiaga (2004) para las comunidades autónomas españolas y de Nath (2002) para los Estados Unidos.

4. Algunos resultados descriptivos.

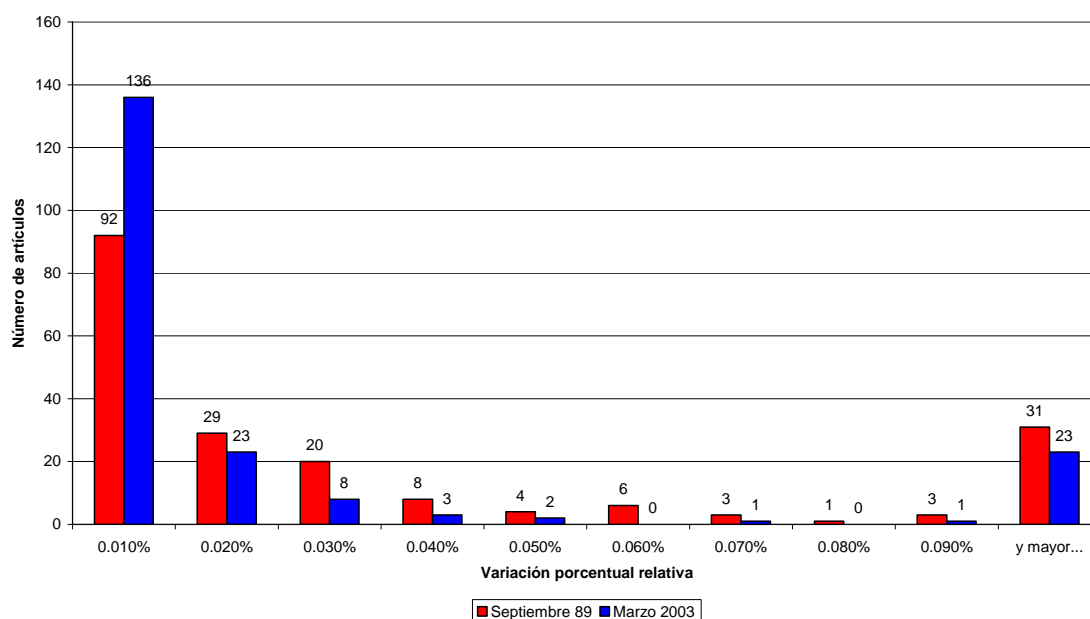
4. 1 Caracterización de la distribución de precios relativos.

El precio relativo de un bien i en el momento t puede definirse como: $P_{i,t} / IPC_t$. Nos interesa evaluar el impacto de los cambios entre $t-1$ y t en los precios relativos, por lo tanto estamos interesados en la diferencia porcentual entre $P_{i,t} / IPC_t$ y $P_{i,t-1} / IPC_{t-1}$. Esta diferencia porcentual es equivalente a la diferencia entre $\ln(P_{i,t} / IPC_t) - \ln(P_{i,t-1} / IPC_{t-1})$. Utilizando las propiedades de los logaritmos y reorganizando términos se encuentra que la variación en precios relativos puede ser calculada así: $(\ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1}) - (\ln IPC_t - \ln IPC_{t-1})$.

En el gráfico 1 se presenta la distribución de la variación de precios relativos para septiembre de 1989 y marzo de 2003. El primer mes registró la inflación de precios más alta de los últimos veinte años y el segundo una de las más bajas. El gráfico presenta la variación del precio relativo de cada producto (precio de cada bien dividido por el IPC) frente al mes anterior. Las variaciones son agrupadas por rango.

Gráfico 1

Ejemplo distribución de precios relativos



Se observa que en septiembre de 1989 había una mayor varianza de los precios (una menor proporción se agrupaba en el rango de 0 a 0.01%) y además era mayor el número de observaciones extremas (el número de productos con variación superior a 0.09% ascendió a 31 en el primer mes frente a 23 en el segundo). De este gráfico se desprende que tanto la varianza como el coeficiente de asimetría de la distribución de la variación de precios relativos en septiembre de 1989 fue más elevada que en marzo de 2003.

Teniendo en cuenta que la distribución en la variación de precios relativos puede ser resumida por su varianza y su asimetría, y en línea con la literatura sobre el tema (Parks 1978) se puede calcular la varianza de la distribución de precios relativos VPR para cada mes de la siguiente forma:

$$VPR_t = \left(\sum_{i=1}^n w_i (DP_{i,t} - Dp_t)^2 \right)^{1/2} \quad (1)$$

Donde, n corresponde al número de productos en la canasta de bienes al consumidor, w_i ⁵ a la participación del bien i en la canasta del IPC, $DP_{i,t}$ a la variación logarítmica de los precios del bien i en el mes t frente al mes $t-1$, y Dp_t la variación logarítmica del IPC en el período t frente al período inmediatamente anterior.⁶

En línea con lo anterior, el coeficiente ponderado de asimetría de la distribución de las variaciones en los precios relativos se puede definir como⁷:

$$S_t = \sum_{i=1}^n w_i \left(\frac{DP_{i,t} - Dp_t}{VPR_t} \right)^3 \quad (2)$$

Siguiendo a Amano y Macklem (1997), en este trabajo se analiza el poder predictivo de la medida ASYMX que combina la varianza en precios relativos y la asimetría y que se calcula así⁸:

⁵ El indicador de varianza pondera las variaciones individuales en los precios relativos por su participación w_i con el fin de evitar la influencia de variaciones en precios de bienes o servicios con baja participación en la canasta.

⁶ Al igual que el trabajo de Küçük Tuğer y Tuğer (2003) para Turquía, se trabaja con las variaciones frente al mes anterior previa desestacionalización de las series. Para desestacionalizar las series se utilizó el procedimiento X11-ARIMA. El trabajar con series desestacionalizadas no afecta para nada los resultados del ejercicio. Los resultados, que pueden ser solicitados a los autores, son que prácticamente idénticos a los obtenidos con las series en bruto.

⁷ Esta definición sólo difiere de la definición clásica de asimetría por el hecho de que la variación de cada producto es ponderada por la participación del bien en la canasta.

⁸ Cuando aumenta la varianza en una distribución de precios no simétrica se incrementan más las variaciones extremas a un lado que al otro. En este caso particular, significa que existe hay un número mayor de empresas que aumenta (disminuye) sus precios frente al número que los disminuyen (aumentan). Esto incrementa (disminuye) la inflación. La consecuencia práctica de esta situación es que los efectos de una mayor VPR se amplifican en la medida que la asimetría es mayor.

$$ASYMX_t = \sum_{i=1}^N w_i(DP_{i,t} - Dp_t)\alpha^-_i + \sum_{i=1}^P w_i(DP_{i,t} - Dp_t)\alpha^+_i \quad (3)$$

Donde α^+ y α^- son variables dicótomas que toman valor uno si la variación de precios está en el 5% superior o inferior, respectivamente, de la distribución de la variación de precios relativos y $w_i(DP_{i,t} - Dp_t)$ es la variación de precios relativos del bien i ponderada por su participación en la canasta. Este cálculo es equivalente a tomar para cada momento t las variaciones de precios del percentil 1 a 5 y restarle las del percentil 95 a 100.

La información utilizada para este ejercicio corresponde al IPC a nivel de gasto básico (artículo) para el período marzo de 1983 a diciembre de 2006. Esta información se divide en dos tramos principales: i) Para el período marzo 83 – diciembre 88 se utilizó el IPC 40 el cual contaba con 253 artículos por mes. ii) partir de enero de 1989 se utiliza el IPC 60 con 195 artículos por mes.

En la próxima sección se detalla la metodología de cálculo de las variables contempladas en este estudio y se presentan algunos resultados sobre la relación entre los dos momentos de la distribución de precios (VPR y asimetría) con la inflación (π_t).

4.2 Resultados en el ámbito nacional.

Esta sección describe algunos resultados de la relación entre las variables calculadas en la sección anterior. Con el objeto de descartar la posibilidad de relaciones espurias entre las variables analizadas, se aplicó la prueba de Phillips Perron a las series de inflación, coeficiente de asimetría, VPR y ASYMX pudiéndose rechazar la existencia de raíces unitarias.

En los gráficos 1, 2 y 3 se aprecia la relación contemporánea entre la VPR, ASYMX y la asimetría con la inflación a nivel nacional. Se observa una relación positiva de estas tres variables con la inflación lo cual coincide con la experiencia internacional en la materia.

Gráfico 2
VPR e inflación, 1983-2006

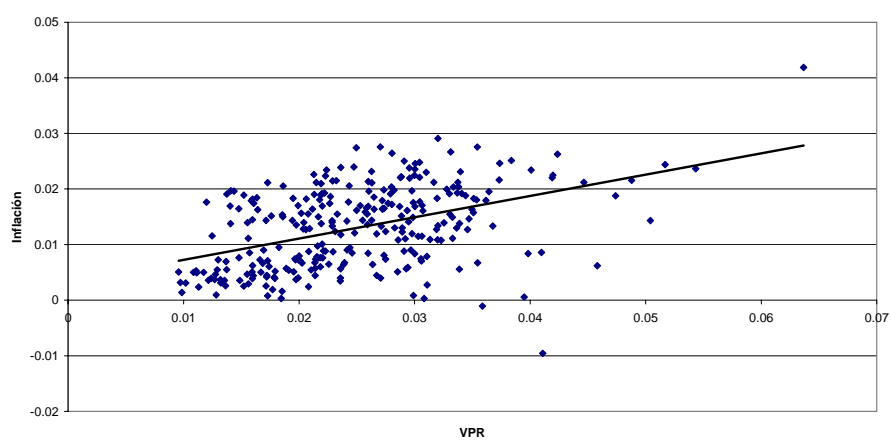


Gráfico 3
ASYMX e inflación

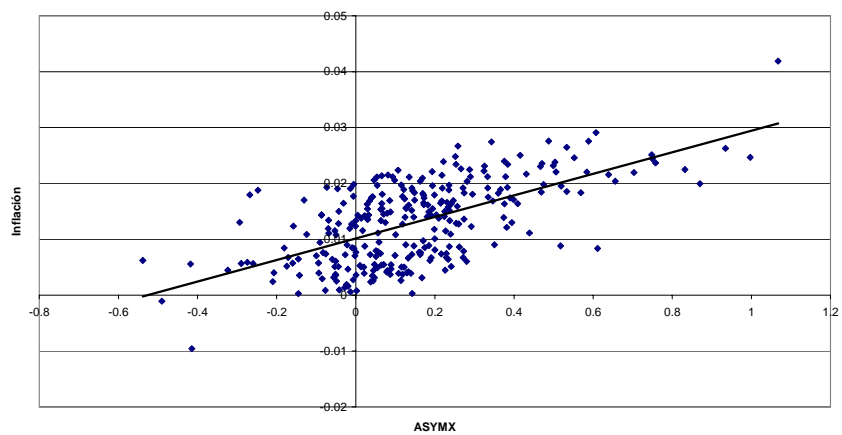
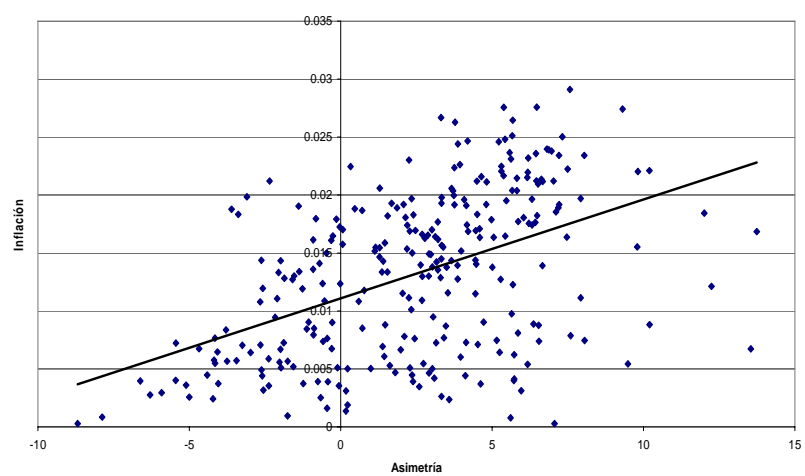


Gráfico 4
Inflación y Asimetría



La relación observada entre las variables en estudio se confirma con los siguientes resultados de la regresión de la inflación contra la VPR y la asimetría por un lado y la inflación y la variable ASYMX por el otro:

Cuadro 1
Relación VPR y Asimetría con datos extremos

$\pi_t = 0.034 + .3586VPR_t + 0.0004S_t, \quad R^2 = 0.28$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; margin-top: -10px;"> (2.58) (8.32) (5.87) </div>
$\pi_t = 0.0101 + 0.0192ASYMX_t, \quad R^2 = 0.38$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; margin-top: -10px;"> (25.23) (13.37) </div>

Se observa que el ajuste de la regresión que relaciona la inflación con la medida que combina la VPR y la asimetría es superior al de la regresión en la que estos efectos son independientes.

Puede argumentarse, con base en la observación de las gráficas 2 a 4 que estos resultados están influenciados por la presencia de observaciones extremas. Con el fin de evaluar este efecto se reestimaron los parámetros con la muestra depurada según la metodología propuesta por Welsch y Kuh (1977).⁹ Los resultados de este procedimiento se observan a continuación:

Cuadro 2
Relación VPR y Asimetría sin datos extremos

$\pi_t = 0.0010 + .4216VPR_t + 0.0007S_t, \quad R^2 = 0.45$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; margin-top: -10px;"> (1.08) (10.74) (9.21) </div>
$\pi_t = 0.0098 + 0.0210ASYMX_t, \quad R^2 = 0.39$ <div style="display: flex; justify-content: space-around; margin-top: -10px;"> (24.55) (13.38) </div>

El ajuste (R^2) obtenido en el primer modelo asciende considerablemente en tanto que el del segundo lo hace en forma marginal. La conclusión principal se mantiene: la relación entre las variables consideradas mejora eliminando las observaciones extremas.

⁹ El estadístico se sustenta en la comparación de los resultados de las regresiones que resultan de incluir y excluir las observaciones extremas. Las observaciones extremas se definen según el criterio de Belsley, Kuh y Welsch (1980). Mediante este procedimiento se excluyen 11 observaciones para el primer modelo y 10 para el segundo.

4.3 Resultados en el ámbito regional.

Para avanzar en la comprensión de la relación entre los momentos de la distribución de precios y la inflación, en esta sección se utilizan técnicas de panel de datos para examinar esta relación a nivel regional. El análisis resulta de especial importancia en la medida que la relación obtenida en la sección pasada podría deberse a imperfecciones en el funcionamiento de los mercados regionales que se traducen en efectos idiosincrásicos cuantificables. Teniendo en cuenta la disponibilidad de información el análisis se lleva a cabo para el período diciembre de 1998-diciembre de 2006¹⁰.

Cuadro 3
Efectos fijos en el tiempo

R-2: within	0.3534		
between	0.4811		
Total	0.354		
Variable Dependiente Inflación	Coefficiente	Error Estandar	t
2000	-0.0000483	0.0000711	-0.68
2001	-0.0001876	0.0000698	-2.69
2002	-0.0003822	0.0000733	-5.21
2003	-0.0004732	0.0000676	-7
2004	-0.0004926	0.0000664	-7.42
2005	-0.0006547	0.0000658	-9.95
2006	-0.0006155	0.0000691	-8.9
VPR	0.3082167	0.0546136	5.64
Asimetría	0.0000617	4.75E-06	12.97
C	0.0012933	0.0000629	20.57
sigma_u	0.00003595		
sigma e	0.00053465		
rho	0.00450082		

En el cuadro 3 se presentan los resultados de la estimación de efectos fijos en el tiempo. Teniendo en cuenta que se toma como base el año 1999, de estos resultados se puede concluir lo siguiente: i) la inflación durante el período muestra una tendencia decreciente, hecho que se confirma con los signos negativos de las variables dicótomas. La prueba F aplicada sobre el conjunto de estos coeficientes permite rechazar la hipótesis nula de no significancia de estos coeficientes considerados en forma conjunta. ii) descontando la caída tendencial de la inflación, persiste una relación positiva y significativa entre esta variable y la VPR, iii) se confirma la relación positiva entre asimetría y la inflación.

¹⁰ Las ciudades incorporadas en el estudio son: Bogotá, Medellín, Cali, Barranquilla, Bucaramanga, Manizales, Pasto, Cartagena, Montería, Cúcuta, Neiva, Pereira y Villavicencio.

Cuadro 4
Efectos fijos por ciudades

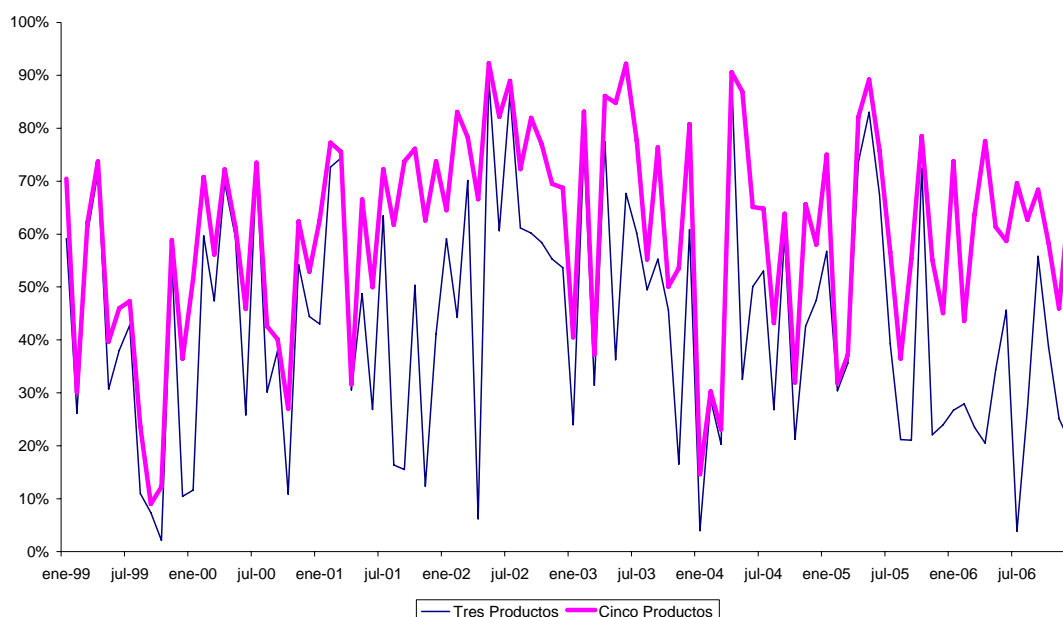
R-sq: within	0.1193		
between	0.207		
overall	0.147		
Variable Dependiente Inflación	Coeficiente	Error Robusto	t
Barranquilla	0.0000535	0.0000634	0.84
Bucaramanga	0.0001088	0.0000576	1.89
Cali	0.0000144	0.0000522	0.28
Cartagena	0.0000523	0.0000589	0.89
Cúcuta	0.0000856	0.0000585	1.46
Manizales	0.0000203	0.0000536	0.38
Medellín	0.0000298	0.0000597	0.5
Montería	0.000041	0.0000742	0.55
Neiva	-2.68E-06	0.0000574	-0.05
Pasto	0.0000592	0.0000793	0.75
Pereira	0.0000698	0.0000564	1.24
Villavicencio	-8.64E-06	0.0000642	-0.13
VPR	0.0145216	0.0034745	4.18
Asimetría	0.0000493	5.15E-06	9.57
C	0.0009873	0.0000391	25.27
sigma_u	0.00042424		
sigma_e	0.00046521		
rho	0.45403984		

El Cuadro 4 presenta los resultados de correr efectos fijos por ciudades. Se aprecia que si bien la mayor parte de las ciudades tienen inflaciones promedio superiores a las de Bogotá (ciudad considerada en el escenario base), ninguna de estas diferencias es estadísticamente significativa. Esta puede ser considerada evidencia que demuestra la hipótesis de que los mercados de bienes están relativamente unificados por lo cual la inflación está mucho más relacionada con variaciones de los precios de los productos en los mercados de bienes a nivel nacional que con shocks de oferta o demanda que afecten específicamente a una ciudad. Este resultado es interesante porque si bien la mayor parte de la canasta de bienes al consumidor es transable entre regiones, bienes y servicios como los arriendos –que no son transables- tienen una participación alta en la canasta.

Antes de pasar a la próxima sección, resulta interesante indagar sobre cuáles productos inciden más sobre la VPR. Para este propósito se tomó la variación promedio de cada producto en la canasta para el período 1983-2006 y se ordenó de mayor a menor. En el gráfico 5 se presenta la contribución de los principales tres y cinco productos a la variación de la VPR.

Gráfico 5

Contribución a la VPR de los principales tres y cinco productos.



Los principales cinco productos, todos ellos alimentos perecederos (papa, tomate, arveja, cebolla y otras hortalizas), contribuyen en promedio un 60.4% a la VPR. Los tres principales productos contribuyen con un 42%.

5. Regímenes inflacionarios y causalidad entre la VPR y la inflación.

Numerosos trabajos, especialmente aquellos aplicados a países que han tenido elevados niveles de inflación, sugieren que la causalidad, y las variables que gobiernan la inflación, cambian con el régimen de inflación. (Dabús et al. 2001). Por lo anterior, en la primera parte de esta sección procederemos a determinar los diferentes regímenes inflacionarios en Colombia. Con posterioridad, en la segunda parte, se aborda el tema de la causalidad.

5.1. Regímenes inflacionarios en Colombia¹¹.

Para determinar los regímenes inflacionarios se hará uso de la prueba de Hansen (2001) de cambio estructural. De acuerdo con este autor un cambio estructural ocurre si se puede comprobar estadísticamente que al menos un parámetro en un modelo cambia en el tiempo. Este tipo de pruebas depende entonces de la estructura del modelo y del

¹¹ Otros trabajos han abordado este tema en el pasado. El trabajo pionero es el de Melo y Misas (1996), quienes para el período 1954 a 1996 usando pruebas de Chow de estabilidad de parámetros encontraron evidencia de quiebres en la dinámica de la serie de inflación trimestral a finales de 1970 y de 1989. Melo y Nuñez (2004) encontraron también evidencia de quiebre en la dinámica de la inflación entre 1998 y 1999 usando datos trimestrales de inflación para el periodo comprendido entre 1992 y 2003. Finalmente, Arango y Flórez (2005) analizando información para el período 1995-2005 y mediante un modelo de regresión de transición suave (STR) llegan a la conclusión de que se presentó un cambio en el régimen inflacionario a finales de la década de los noventa.

número de parámetros incluidos. Para este estudio, se realizaron pruebas usando un modelo autoregresivo para la variación de la inflación mensual. La prueba consiste en tomar el Supremo de las estadísticas F (Test de Chow) de las prueba de estabilidad de parámetros que se obtienen de estimar los parámetros del modelo en dos submuestras $(T \times \lambda, \dots, t)$ y $(t+1, \dots, T \times (1-\lambda))$ para cada periodo de tiempo t en el intervalo $(T \times \lambda) \leq t \leq (T \times (1-\lambda))$, donde λ es un porcentaje de la muestra y T el número total de periodos. En este ejercicio se utilizó un λ igual a 5%. Los valores críticos son calculados a partir de Andrews (1993) y Hansen (2001).

Se hicieron pruebas de cambio estructural tanto para la media como para la varianza del proceso. Los resultados son los siguientes:

Prueba de cambio estructural en la media. Siguiendo la metodología expuesta en el párrafo anterior, se encontraron los siguientes resultados: usando nueve rezagos¹² de la inflación mensual, se aprecia un cambio en la media de la serie en abril de 1987. El intervalo al 90% de confianza va de noviembre de 1987 a noviembre de 1989. Así, la inflación promedio mensual para el primer régimen es de 1.5% (antes del primer trimestre de 1988) y para el segundo régimen es de 0.02%. Cuando se incluyen 12 rezagos¹³ en el modelo, se encontró un cambio en la media del proceso en mayo de 1987. El intervalo de confianza al 90% va de enero de 1987 a octubre de 1988. Así, la inflación promedio mensual antes del quiebre en la media era de 1.5% y pasa a 0.02% con el cambio de régimen. Por otro lado, al hacer pruebas de estabilidad para cada parámetro del modelo, se observa un quiebre a mediados de 1998 en todos los parámetros (intercepto y los correspondientes a cada rezago). Con la prueba conjunta se llega a la misma conclusión.

Prueba de cambio estructural en la varianza. Con un modelo de 10 rezagos se encuentra un cambio en el primer trimestre de 1988, con intervalo de confianza del 90% para el periodo de quiebre entre enero de 1984 y agosto de 1992. Se obtiene así una desviación estándar de 0.78% para el régimen 1 y de 0.28% para el segundo. Cuando se incluyen 12 rezagos se aprecia un punto de quiebre a mediados de 1987 y el intervalo de confianza va de abril de 1984 a mayo de 1992. Se obtienen desviaciones estándar de 0.78% para el primer régimen y de 0.30% para el segundo.

El Gráfico 6 muestra la varianza del error para el modelo estimado. Se observa un mínimo entre 1987 y 1988 y otro mínimo local a mediados de 1998, sugiriendo dos posibles puntos de quiebre en la varianza. Este resultado se corrobora con el Gráfico 6, que muestra el valor del estadístico F de la prueba de estabilidad de parámetros. Se observan 2 picos significativos respecto al valor crítico de Andrews (1993) (línea punteada) alrededor de los años 1987 y 1998 sugiriendo cambios estructurales en esos periodos en la media de la serie.

¹² Según criterio de selección de rezagos de Schwarz (BIC)

¹³ Según criterio de selección de rezagos de Akaike (AIC)

Gráfico 6

Least Squares Breakdate Estimation:
Residual Variance as a Function of Breakdate

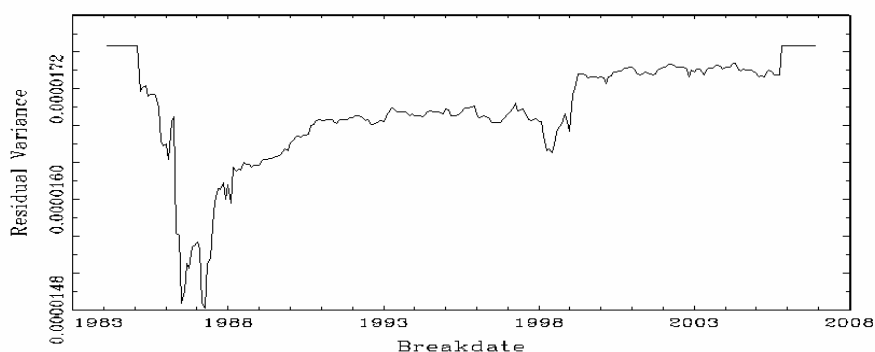
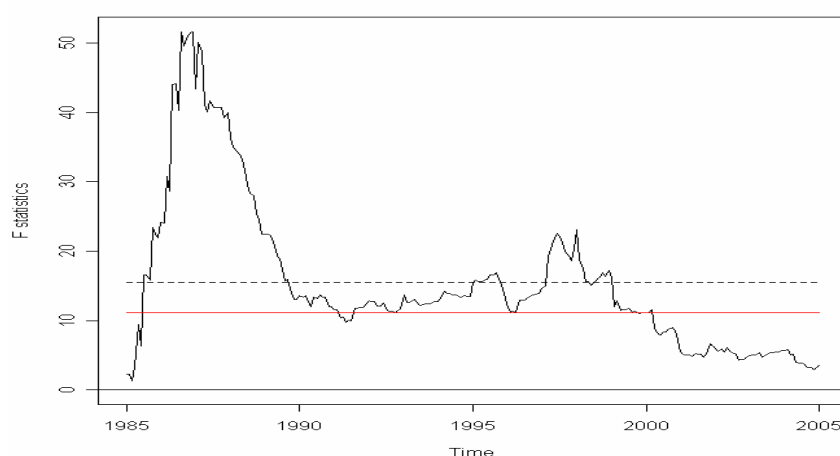


Gráfico 7



En el Gráfico 8 se aprecia otro criterio que creemos es importante para definir los cambios de régimen. El gráfico presenta la contribución a la variación del IPC de aquellos rubros que registran una variación positiva frente al mes anterior. Esta medida es bien interesante porque constituye una medida de la inercia de precios¹⁴. Los resultados ponen en evidencia algunos hechos significativos: i) En términos generales se observa que el promedio de este indicador para toda la muestra es elevado: 87.2%. ii) por otra parte se pueden distinguir dos etapas en este indicador: una primera etapa de gran estabilidad pero a niveles elevados entre abril de 1983 y julio de 1998 (el indicador alcanza un 93.2% en promedio) y una segunda etapa a partir de agosto de 1998 cuando desciende rápidamente y donde la mayor varianza del indicador sugiere un cambio radical en la inercia inflacionaria. Entre enero de 1999 y diciembre de 2006 el promedio de esta proporción fue de 78.8%.

¹⁴ Se omite la observación de mayo de 1987 por mostrar inconsistencias frente al comportamiento de meses anteriores y posteriores.

Gráfico 8

Contribución de los precios con crecimiento positivo al IPC



El cuadro 5 resume algunas estadísticas descriptivas de cada periodo inflacionario. Si bien según algunas pruebas de cambio estructural hay un cambio en 1987 tanto en la media como en la varianza de la inflación mensual, no hay una diferencia marcada entre las estadísticas del periodo 1983 -1987 y las del segundo periodo 1988 -1998.

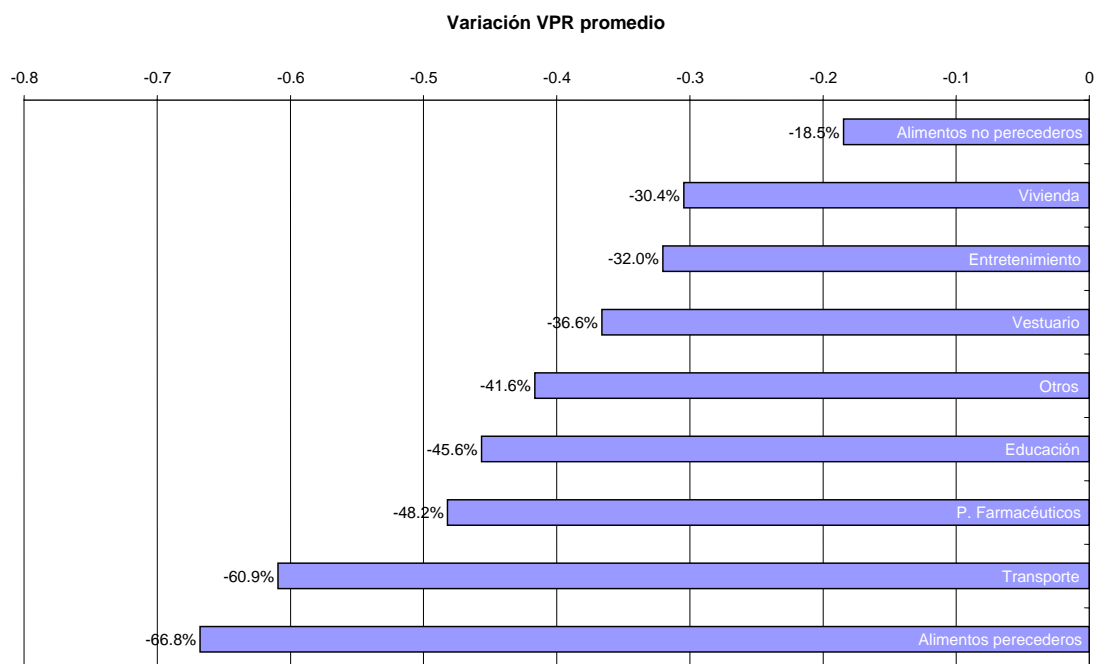
Cuadro 5.
Caracterización Regímenes de Inflación- Muestra 1983 - 2006

	inflacion		VPR	S	ASYMX
	Promedio	Desviación Estándar			
1983 -1987	1.57%	1.14%	0.043	2.33	0.20
1988 -1998	1.74%	0.89%	0.033	2.37	0.19
1998 -2006	0.57%	0.50%	0.023	0.98	0.07

En conclusión, se pueden describir dos regímenes de inflación. El primer régimen como de alta inflación y alta volatilidad de 1983 a 1998 y el segundo régimen desde finales de 1998 a la fecha como de baja inflación y baja volatilidad.

Responder a la pregunta de cuáles son las causas para este cambio de régimen desborda el objeto de este trabajo. Sin embargo el análisis de la VPR por tipo de producto (Alimentos, Educación, Hogar etc) puede arrojar algunas luces sobre este fenómeno. En el gráfico 9 se presenta la variación en la VPR promedio por tipo de producto entre los dos regímenes considerados.

Gráfico 9



Se observa una caída generalizada en la VPR aunque llama la atención la fuerte reducción en el caso de los alimentos perecederos. Caicedo (1997) atribuye este fenómeno a los avances en la preservación y almacenamiento de alimentos.

5.2 Causalidad entre la VPR, la asimetría, ASYMX y la inflación.

En esta sección se presentan los resultados de pruebas de causalidad de Granger y pruebas de causalidad contemporánea (Lütkepohl, 2005)¹⁵ para la muestra completa y para cada uno de los regímenes inflacionarios que se describen en la sección anterior.

5.2.1 Pruebas de causalidad de Granger.

En el Cuadro 6 se presentan los resultados de las pruebas de causalidad de Granger utilizando modelos VAR con doce rezagos para cada variable.¹⁶

¹⁵ Esta prueba consiste en probar la hipótesis de que las covarianzas entre los términos de error de las ecuaciones en el sistema son cero, de tal manera que si no se rechaza la hipótesis nula entonces no hay evidencia de causalidad contemporánea entre las series.

¹⁶ El número de rezagos fue escogido según criterio de selección de Akaike y considerando la estacionalidad de la serie. Resultados con 9 rezagos, según criterios de Schwarz y Hannan-Quinn producen conclusiones similares.

Cuadro 6
RESUMEN RESULTADOS PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER

Variable:	Causa a:	MUESTRA		
		1983-2006	1983-1998	1998-2006
inflación	ASYMX	**	**	-
ASYMX	Inflación	**	**	-
VPR	Inflación	**	**	-
Inflación	VPR	*	*	-
S	Inflación	-	-	-
Inflación	S	**	*	*
VPR Y S	Inflación	**	*	-
Inflación	VPR y S	*	-	-

-: No se rechaza la hipótesis nula de No causalidad en sentido de Granger

**: Se rechaza la hipótesis nula al 5%

*: Se rechaza la hipótesis nula al 10%

Para todo el período analizado, 1983 a 2006, se puede concluir que la VPR, en forma aislada o conjuntamente con la asimetría, causa en el sentido de Granger a la inflación. También se encuentra una causalidad inversa aunque no es muy contundente el resultado. Por su parte, el coeficiente de asimetría S no contribuye a explicar la inflación, por el contrario se observa la causalidad en el sentido opuesto. Respecto al coeficiente que combina el sesgo y la variación de los precios relativos, ASYMX, se encuentra causalidad en ambos sentidos.

Para la submuestra 1983-1998 se encuentra que ASYMX causa en el sentido de Granger a la inflación, aunque también se registra la causalidad en sentido contrario. Al analizar la relación entre inflación y VPR, se observa que la VPR si tiene poder explicativo sobre la inflación y no hay evidencia suficiente de la causalidad inversa. La medida de asimetría S no causa en el sentido de Granger a la inflación pero si ocurre lo contrario. Finalmente VPR y asimetría, consideradas conjuntamente, si causan la inflación pero no al contrario.

En resumen, durante este régimen y al igual que lo observado para el total de la muestra en su conjunto, es la variación en los precios más no la asimetría de su distribución la que tiene efecto sobre la inflación.

Para la submuestra de 1998 – 2006 no se encontró evidencia suficiente para asegurar que la variación de precios relativos (VPR) o la asimetría de su distribución tengan, en forma individual, efecto sobre la inflación. Tampoco se encontró que la inflación cause un aumento en la varianza de los precios relativos. Sin embargo se observa, al 10% de significancia, un poder predictivo de la inflación sobre la asimetría S.

5.2.2 Pruebas de causalidad contemporánea.

El Cuadro 7, muestra los resultados de la prueba de causalidad instantánea entre inflación y los momentos de la distribución de los precios relativos, varianza y asimetría.

Cuadro 7.
RESUMEN RESULTADOS PRUEBAS DE CAUSALIDAD INSTANTANEA

		MUESTRA		
Variables:		1983-2006	1987-1998	1998-2006
inflación y	VPR	**	**	**
Inflación y	S	**	**	**
inflación y	ASYMX	**	**	**
Inflación,	VPR y S	**	**	**

El estadístico tiene distribución Chi-Cuadrado con 1 grado de libertad para los sistemas con dos variables y 2 grados de libertad para el sistema con tres variables.

** significativo al 5%

Estos resultados muestran que la hipótesis nula¹⁷ se rechaza para todos los casos, lo cual es evidencia de que existe causalidad contemporánea entre inflación y la variación de los precios relativos; inflación y la asimetría de los precios relativos y conjuntamente entre inflación, la varianza y la asimetría de los precios relativos.

5.2.3 Pruebas exogeneidad.

Por otro lado, se realizaron pruebas de exogeneidad de cada una de las variables de la distribución de los precios relativos, con el fin de analizar la capacidad de pronóstico de cada una de estas sobre la inflación. Para probar exogeneidad débil y fuerte de VPR, ASYMX y S, se debe considerar un proceso marginal para cada una de estas variables y un proceso para la inflación condicionado al presente y pasado de cada una de estas variables. Como proceso marginal, inicialmente se encontró el mejor modelo autoregresivo para cada una de las variables que resumen la distribución de los precios relativos y se realizaron pruebas de variables omitidas, para determinar si rezagos de la inflación contribuyen a explicar la VPR, ASYMX y S respectivamente. Los resultados de estas pruebas, muestran que la inflación si contribuye a explicar cada una de las variables y por lo tanto el proceso marginal para cada una de ellas contiene rezagos de la inflación. Por su parte, como proceso condicional se estimó el mejor modelo para la inflación que contiene rezagos de ella misma, y cada una de las variables contemporáneas y rezagadas. Una condición para la existencia de exogeneidad débil, es que los residuales obtenidos del proceso marginal, no están correlacionados con los residuales del proceso condicional de la inflación. Para probar esto, se utiliza una prueba de significancia en el proceso condicional del parámetro correspondiente al término de error del proceso marginal. Si no se rechaza esta hipótesis, significa que la variable relacionada con los precios relativos es exógena débil para la inflación.

¹⁷ La hipótesis nula es de no correlación entre los términos de error de las ecuaciones en el sistema VAR.

Los resultados en el Anexo 2 muestran que todas las variables consideradas (VPR, ASYMX y S) son exógenas débiles con respecto a la inflación para los parámetros del proceso condicional.

Adicionalmente, por definición, una variable es exógena fuerte, si la variable es considerada como exógena débil y si además rezagos de la(s) variables endógenas no causan en el sentido de Granger a dicha variable exógena débil (Engle, et al. 1983). En este caso, la inflación rezagada si causa a la VPR, ASYMX o S. Los resultados muestran, que aunque todas las variables son exógenas débiles, la segunda condición para que haya exogeneidad fuerte no se cumple, ya que la inflación rezagada causa en sentido de Granger a cada una de las variables de la distribución de los precios relativos¹⁸. Cabe destacar que la prueba la hipótesis de no causalidad de Granger de la inflación rezagada a la VPR se rechaza al 5% de significancia pero no al 10% y por lo tanto se puede concluir que la VPR es exógena fuerte respecto a la inflación para el proceso condicional considerado.

Los resultados en esta sección sugieren que la VPR contribuye a explicar la dinámica de la inflación y al poderse considerar como una variable exógena fuerte, se podrían obtener pronósticos de la inflación condicionales al pasado y presente de la VPR. Por su parte, ni la asimetría de los precios relativos ni el coeficiente que mide simultáneamente varianza y asimetría de los precios relativos, ASYMX, no contribuyen a explicar la inflación.

6. La Curva de Phillips y capacidad de la VPR para explicar la inflación.

El propósito de esta sección es examinar la capacidad de la VPR y la asimetría de la distribución de los precios relativos para explicar la dinámica de la inflación. Sin embargo, aunque la prueba de exogeneidad fuerte es rechazada en la sección anterior, para S y ASYMX (y para VPR al 10% de significancia), y por lo tanto no se podría obtener pronósticos para la inflación condicionados en estas variables porque los pronósticos de estas variables dependen de rezagos (pronósticos) de la inflación. En lo que sigue, se asume que las variables de la distribución de precios son exógenas, utilizando el resultado de exogeneidad débil encontrado en la sección anterior.

Para determinar la capacidad de la VPR y la asimetría de la distribución de los precios relativos para explicar la dinámica de la inflación, se considera una Curva de Phillips, de la cual se estiman dos versiones. La primera versión pretende explicar la inflación con base en la inflación pasada y el ciclo económico. La segunda versión incluye, adicionalmente, los momentos de la distribución de precios relativos.

La forma básica de la curva de Phillips es:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^k GAP_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde π_t es la inflación mensual, los rezagos de la inflación en el modelo miden la persistencia de la inflación, la cual se debe en parte a que las expectativas de inflación

¹⁸ Esto puede probarse usando los procesos marginales para cada una de las variables.

están basadas en la información pasada y la variable GAP es una medida del ciclo económico. Para medir el ciclo se tuvieron en cuenta el índice de producción industrial mensual (GAP_IPI) y el índice de ventas del comercio al por menor (GAP_COMER). Las dos brechas son construidas en forma semejante¹⁹. Los resultados dieron un mejor ajuste con la serie de ventas del comercio al por menor por lo cual los resultados se refieren a esta variable.

Para el ejercicio se seleccionó el mejor modelo de acuerdo con la metodología propuesta por Brüggemann y Lütkepohl (2001). Mediante este procedimiento se elimina sucesivamente el rezago o variable menos significativa en el modelo (de acuerdo al estadístico t) hasta que los parámetros correspondientes a las variables o rezagos que quedan en el modelo son significativos²⁰. Los resultados para la muestra completa y 12 rezagos para cada variable se exhiben en el cuadro 8.

Cuadro 8
ESTIMACION CURVA DE PHILLIPS DIFERENTES ESCENARIOS

	1.1	1.2	1.3	1.4	1.5
	GAP_COMER	GAP_COMER Incluye ASYMX	GAP_COMER Incluye VPR	GAP_COMER Incluye S	GAP_COMER Incluye S y VPR
Intercept	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0005)	-0.0013 (0.0008)	0.0004 (0.0006)	-0.0009 (0.0009)
INFLACION(-1)	0.4436 (0.0496)	0.4333 (0.0539)	0.3808 (0.0472)	0.3903 (0.0488)	0.4315 (0.0475)
INFLACION(-6)	0.1510 (0.0445)	0.1305 (0.0375)	0.1506 (0.0412)	0.1423 (0.0428)	0.1620 (0.0425)
INFLACION(-9)	0.1702 (0.0571)	0.1954 (0.0545)	0.1237 (0.0529)	0.1584 (0.0549)	0.1277 (0.0548)
INFLACION(-10)	0.1764 (0.0571)	0.1750 (0.0432)	0.2067 (0.053)	0.1992 (0.055)	0.1925 (0.0549)
GAP_COMER(-3)	0.1847 (0.0407)	0.1033 (0.0314)	0.1673 (0.0378)	0.1913 (0.0394)	0.1622 (0.0389)
GAP_COMER(-7)	-0.2777 (0.0534)	-0.1597 (0.0412)	-0.2728 (0.05)	-0.3052 (0.0521)	-0.2492 (0.0509)
GAP_COMER(-12)	0.1710 (0.0342)	0.1119 (0.0262)	0.1598 (0.032)	0.1859 (0.0331)	0.1472 (0.0329)
GAP_IPR(-3)					
GAP_IPR(-7)					
GAP_IPR(-12)					
ASYMX		0.0118 (0.0009)			
ASYMX(-1)		-0.0055 (0.0012)			
ASYMX(-3)		0.0028 (0.0009)			
ASYMX(-4)		-0.0019 (0.0009)			
ASYMX(-9)		-0.0033 (0.0011)			
ASYMX(-12)		-0.0018 (0.0008)			
VPR			0.1693 (0.0313)		0.1827 (0.0323)
VPR(-2)			-0.0800 (0.0323)		-0.1051 (0.033)
S			0.0002 (0.00005)	0.0002 (0.00005)	
S(-4)			0.0001 (0.00005)	0.0001 (0.00005)	
S(-6)					
R ² Adjusted	0.6876	0.8240	0.7396	0.7126	0.7202
L(1)	0.6253	0.0736	0.7100	0.3922	0.9548
L(12)	0.0133	0.0140	0.6724	0.0247	0.4127
ARCH(1)	0.9173	0.0000	0.9243	0.9215	0.9250

De estos resultados se pueden extraer algunas importantes conclusiones: El coeficiente de determinación ajustado \bar{R}^2 de la curva de Phillips básica (columna 1.1) es 0.69. La contribución de las variables asociadas a la distribución de los precios relativos para explicar la inflación es entre 3 y 13%, siendo ASYMX la de mayor contribución. (al

¹⁹ En ambos casos la brecha es construida como la diferencia entre la variable medida en niveles, y desestacionalizada, y su tendencia, obtenida a través del filtro de Hodrick y Prescott.

²⁰ $t > \delta$, donde el umbral depende del tamaño de la muestra, número de parámetros y un criterio de información AIC, BIC o HQC.

incluir esta variable el \bar{R}^2 asciende a 0.82 ver columna 1.2)²¹. Adicionalmente, la autocorrelación de los residuales (orden 12), presente en la Curva de Phillips básica, se elimina cuando se incluye la varianza de los precios relativos, VPR, pero persiste cuando se incluye ASYMX o S. Como se observa, la relación entre inflación y el ciclo económico no cambia cuando se incluye adicionalmente rezagos de las variables de la distribución de los precios relativos (VPR, ASYMX y S)²².

Teniendo en cuenta estos resultados, puede afirmarse que la estimación de la inflación a partir de la curva de Phillips mejora cuando se tiene en cuenta momentos de la distribución de la variación de los precios relativos como determinante de la inflación, en particular cuando se incluye la variación de los precios relativos, VPR.

Utilizar los modelos presentados en el cuadro 6 para pronosticar la inflación puede no ser conveniente puesto que, como se pudo comprobar en la sección pasada, la VPR, ASYMX y S se relacionan con la inflación de manera contemporánea, en adición a que ninguna de las variables es exógena fuerte respecto a la inflación. En consecuencia, se realizó un ejercicio adicional (Cuadro 9) donde se selecciona la mejor curva de Phillips, sin tener en cuenta dentro del conjunto de variables explicativas el(los) momento(s) de la distribución de los precios relativos (varianza y asimetría) contemporáneos, sino únicamente rezagos de estas variables.

²¹ Sin embargo cuando se incluye esta medida, se generan problemas de heterocedasticidad, los cuales no están presentes en la curva de Phillips básica (columna 1.1).

²² La estructura de rezagos de GAP_IPR y GAP_COMER se mantiene para todos los modelos. Aunque los estimadores cambian según el modelo.

Cuadro 9

**ESTIMACION CURVA DE PHILLIPS DIFERENTES ESCENARIOS
sin variables de la distribución de los precios relativos contemporáneas**

	2.1	2.2	2.3	2.4	2.5
	GAP_COMER	GAP_COMER Incluye ASYMX	GAP_COMER Incluye VPR	GAP_COMER Incluye S	GAP_COMER Incluye VPR y S
Intercept	0.0006 (0.0006)	0.0009 (0.0006)	0.0010 (0.001)	0.0008 (0.0006)	0.0005 (0.0009)
INFLACION(-1)	0.4436 (0.0496)	0.6264 (0.0639)	0.5034 (0.049)	0.4628 (0.0477)	0.4784 (0.0478)
INFLACION(-6)	0.1510 (0.0445)				
INFLACION(-9)	0.1702 (0.0571)	0.2634 (0.0665)	0.2299 (0.0557)	0.2324 (0.0547)	0.2404 (0.0541)
INFLACION(-10)	0.1764 (0.0571)	0.1630 (0.0559)	0.1582 (0.0587)	0.1728 (0.0573)	0.1415 (0.0579)
GAP_COMER(-3)	0.1847 (0.0407)	0.1895 (0.0396)	0.1872 (0.0411)	0.1854 (0.0402)	0.1882 (0.0397)
GAP_COMER(-7)	-0.2777 (0.0534)	-0.2591 (0.0522)	-0.2700 (0.0538)	-0.2697 (0.0527)	-0.2682 (0.0521)
GAP_COMER(-12)	0.1710 (0.0342)	0.1528 (0.0335)	0.1664 (0.0345)	0.1552 (0.0339)	0.1545 (0.0335)
GAP_IPR(-3)			-0.0688 (0.0322)		
GAP_IPR(-7)			0.0768 (0.0323)		
GAP_IPR(-12)					
ASYMX(-1)		-0.0059 (0.0014)			
ASYMX(-3)					
ASYMX(-4)		-0.0025 (0.0011)			
ASYMX(-9)		-0.0031 (0.0014)			
VPR(-10)			-0.0688 (0.0322)		-0.0678 (0.0311)
VPR(-11)			0.0768 (0.0323)		0.0792 (0.0313)
S(-6)				0.0002 (0.00005)	0.0002 (0.00005)
S(-11)				0.0001 (0.0001)	0.0001 (0.00005)
R ² Adjusted	0.6876	0.7041	0.6823	0.6952	0.7027
L(1)	0.6253	0.2380	0.4867	0.6968	0.6521
L(12)	0.0133	0.2094	0.0109	0.0150	0.0212
ARCH(1)	0.9173	0.8181	0.6456	0.9929	0.6582

De este ejercicio se destacan los siguientes resultados: al incluir la variable ASYMX, el proceso se vuelve inestable²³ y cuando se incluye VPR y/o S persisten los problemas de autocorrelación de orden 12 de los residuos. Adicionalmente, la contribución de las variables que resumen la distribución de los precios relativos es muy poca, el R² ajustado solo aumenta entre 1% a 2%.

Teniendo en cuenta los resultados anteriores, podemos afirmar que no hay una curva de Phillips que incluya alguno de los momentos de la distribución de los precios relativos (varianza y/o asimetría) que mejore la capacidad explicativa de la dinámica de la inflación que la curva de Phillips básica, excepto cuando se incluyen los momentos de la distribución de los precios relativos de manera contemporánea, en particular la VPR.

Otra manera de evaluar la capacidad que tienen los momentos de la distribución de precios relativos para pronosticar la inflación es tomar el modelo VAR que incluye inflación y VPR y cuyos resultados se presentan en la sección 5.2²⁴ y realizar un

²³ La suma de los coeficientes correspondientes a rezagos de la inflación es mayor que la unidad.

²⁴ Se tomó este modelo ya que existe causalidad de la VPR hacia la inflación pero no hay suficiente evidencia de causalidad de la inflación a la VPR.

procedimiento rolling a partir de Dic/2004²⁵, con el fin de generar pronósticos fuera de muestra para estas dos variables para los doce meses siguientes. En el Cuadro 10 se muestra la evaluación de los pronósticos para horizontes de 1 a 12 meses utilizando varias medidas que resumen el error de pronóstico.

Cuadro 10
EVALUACION PRONOSTICOS INFLACION _ MODELO VAR

h	ME	RMSE	RMSPE	MAE	MAPE	UTHEIL	SR	NOBS
1	-0.0001	0.0022	2.9295	0.0019	1.6726	0.9657	0.4444	19
2	-0.0003	0.0026	4.4468	0.0020	2.1501	0.8132	0.2778	19
3	-0.0003	0.0026	4.3982	0.0020	2.1104	0.7596	0.3889	19
4	-0.0004	0.0027	4.4201	0.0022	2.1579	0.7058	0.3889	19
5	-0.0004	0.0027	4.3751	0.0022	2.1429	0.6345	0.3889	19
6	-0.0004	0.0026	4.2092	0.0021	2.0887	0.5733	0.5000	19
7	-0.0003	0.0027	4.5153	0.0022	2.2656	0.5643	0.4706	18
8	-0.0002	0.0027	4.7897	0.0022	2.2835	0.5713	0.3125	17
9	0.0001	0.0025	3.0695	0.0021	1.4419	0.5286	0.4667	16
10	-0.0001	0.0024	3.2973	0.0018	1.3848	0.5676	0.5000	15
11	0.0002	0.0022	2.1502	0.0017	1.0892	0.6417	0.3077	14
12	0.0001	0.0022	1.6285	0.0016	0.9072	0.8175	0.3333	13

En el Anexo 3 se encuentra la descripción de las estadísticas de evaluación de pronósticos. De estos resultados se destaca que los pronósticos generados por el modelo VAR superan a los generados por una caminata aleatoria, según la U-Theil. Sin embargo, los errores de pronóstico son altos, inclusive para el corto plazo, teniendo en cuenta que son pronósticos para la inflación mensual, adicionalmente, la proporción de meses en que se pronostica bien el signo de la inflación mensual es muy baja, según el estadístico SR.

De estos resultados se puede concluir que los momentos que resumen la distribución de los precios relativos no tienen capacidad para pronosticar la inflación mensual en el período considerado.

7. Conclusiones.

En este trabajo se presenta evidencia empírica que confirma para Colombia una relación contemporánea positiva y estrecha entre la variación de precios relativos y la inflación así como entre la asimetría (medida a través de dos indicadores) y la inflación. Esta relación se mantiene en diferentes regímenes inflacionarios y utilizando datos de panel para las mismas variables en 13 ciudades del país.

Por otra parte, de los ejercicios realizados se pueden definir dos regímenes de inflación para el período 1984-2006. El primero comprendido entre abril de 1984 y junio de 1998 y el segundo entre julio de 1998 y diciembre de 2006. El cambio de régimen

²⁵ Se estima el modelo con información a dic/2004 y se generan los pronósticos para los 12 meses siguientes, luego se incrementa la muestra en una observación y se procede de nuevo a estimar el modelo y generar doce pronósticos adelante y así sucesivamente hasta que la muestra está completa.

inflacionario en Colombia coincide con el inicio de la recesión que vivió el país a finales del siglo pasado.

Los resultados de las pruebas de causalidad de Granger permiten concluir que para el período completo (1984-2006) existe evidencia de que la VPR causa la inflación pero no hay causalidad en sentido inverso. Sin embargo para el régimen inflacionario más reciente no se puede afirmar que exista relación de causalidad en ninguna dirección entre las dos variables, ni relación de causalidad entre la inflación y el sesgo de los precios relativos.

Si bien puede afirmarse que la estimación de la inflación a partir de la curva de Phillips mejora cuando se tiene en cuenta momentos de la variación de los precios relativos como determinante de la inflación, los ejercicios econométricos permiten inferir que descontando la alta correlación contemporánea entre la VPR y la inflación, no existe un poder predictivo significativo ni de la VPR ni de la asimetría sobre la inflación.

La consecuencia práctica más importante de la falta de poder predictivo de las características de la distribución de precios relativos sobre la inflación es la de poner en duda el que shocks de oferta causados por malas cosechas o ajustes en precios de bienes controlados tengan un efecto sobre la inflación distinto al que tienen en períodos contemporáneos. En este sentido, los resultados obtenidos en este trabajo difieren sensiblemente de la evidencia encontrada por Nuñez (2005). Este autor concluye que los modelos de inflación que incluyen los precios relativos de los alimentos tienen un poder predictivo importante sobre la inflación. La causa de la diferencia radica en que los precios de los alimentos tienen un poder explicativo sobre la variación *contemporánea* en el índice de precios. Una vez se descuenta esa relación contemporánea el poder predictivo deja de existir.

Referencias

Andrews, D. 1993. Test for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica*, No. 61.

Amano R. A. y Macklem R. T. (1997) Menu Costs, Relative Prices and Inflation: Evidence for Canada. Bank of Canada. Working paper 97-14.

Arango L.E y Flórez L.A (2005) Tramo corto de la curva de rendimientos, cambio de régimen inflacionario y expectativas de inflación en Colombia. Borradores de Economía No. 360. Banco de la República.

Ball L y Mankiw G. (1995) Relative price Changes and Aggregate Supply Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol 100 No. 1

Belsley, Kuh y Welsch (1980) *Regression Diagnostics: Collinearity and Weak Data in Regression*. New York. Wiley.

Blejer M. y Leiderman L. (1979) Inflation and relative price variability in the open economy. Center for Latin American Development Studies. Discussion paper No. 35.

Blejer M.I (1983) On the Anatomy of Inflation: The Variability of Relative Commodity Prices in Argentina. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 15 No. 4

Bordo M D. (1980) The Effects of Monetary Change on Relative Commodity prices and the Role of Long-Term Contracts. *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 61.

Caicedo E. (1997) *Dinámica de los precios de los Alimentos*. Banco de la República Mimeo.

Caraballo M.A. y Usabiaga C. (2004) Análisis de la estructura de la inflación de las regiones españolas: la metodología de Ball y Mankiew. *Investigaciones Regionales* No. 005. Asociación Española de Ciencia Regional.

Castellanos D. (1997) La relación entre choques estocásticos de productividad y la inflación. *Desarrollo y Sociedad* No. 39.

Charemza, W. And Deadman, D. (1997). *New Directions in Econometric Practice*. Second Edition. Edward Elgar Publishing. UK.

Debelle G. y Lamont O. (1996) Relative price variability and inflation: evidence from US. Cities. NBER Working Paper 5627.

Dabús C. (2000) Inflationary regimes and relative price variability: evidence from Argentina. *Journal of Development Economics* Vol. 62.

Dabús C., Silvina Elías y María Fernandez (2001) *Inflación, estabilidad y crecimiento en América Latina*. Asociación Argentina de Economía Política.

Hansen, B. (2001) The New Econometrics of Structural Change: Dating Breaks in U.S Labor Productivity. *Journal of Economic Perspectives*. Vol 15, No 4, Pág 117-128.

Hartman R. (1991) Relative Price Variability and Inflation. *Journal of Money, Credit and Banking* Vol. 23 No. 2

Küçük Tuğer H y Tuğer B. (2003) Relative price variability: the case of Turkey 1994-2002. Central Bank of the Republic of Turkey. Mimeo.

Leffort. F (1996) Shocks de precios relativos e inflación: la mediana ponderada como medida de inflación subyacente en Chile. Documentos de trabajo del Banco Central.

Loungani P y Swagel P. (1995) Supply-side sources of inflation: evidence from OECD countries. Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers No. 151.

Lucas, R. (1973) Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *The American Economic Review*, Vol. 63, No. 3.

Lütkepohl, H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer.

Melo, L.F. and Misas, M. (1998). Análisis del comportamiento de la inflación trimestral en Colombia bajo cambios de régimen: Una evidencia a través del modelo “Switching” de Hamilton. Borradores de Economía No 86. Banco de la República.

Melo, L.F. and Nuñez, H (2004). Combinación de Pronósticos de la Inflación en la presencia de cambios estructurales. Borradores de Economica No 286. Banco de la República.

Masoller A. (2000) Program of the XVII Latin American Meeting of the Econometric Society. Mimeo.

Mills, F. C. (1927) *The Behaviour of prices*. National Bureau of Economic Research, New York.

Nath, H. (2002) Relative Price Changes as Supply Shocks: Evidence from US Cities. *Quarterly Journal of Business and Economics* Vol 41 Nos. 3 y 4.

Núñez H.M. (2005) Una evaluación de los pronósticos de inflación en Colombia bajo el esquema de “inflación objetivo”. *Revista de Economía del Rosario*. Diciembre.

Parks, R. (1978) Inflation and Relative Price Variability. *Journal of Political Economy* No. 86.

Vining D. y Elwertowski Th. (1796) The relationship between Relative Prices and the General Price Level. *American Economic Review* No. 66

Welsh R. y Kuh E. (1977) Linear regression diagnostics. Technical Report No. 923-977 Sloan School of Management. MIT.

ANEXO 1

Resultados curva de Phillips con un rezago de las variables independientes.

En el cuadro se presentan los resultados de considerar solo un rezago tanto de la inflación como de la medida del ciclo económico para estimar la curva de Phillips. Además se incluye un rezago de alguna de las medidas de la distribución de los precios relativos (VPR y/o asimetría) para determinar si la relación entre la inflación y el ciclo económico cambia al tener en cuenta la distribución de los precios relativos.

Como se observa, el parámetro correspondiente a GAP_IPI o GAP_COMER no es significativo en ninguno de los casos, ni al considerar solamente la relación entre inflación y GAP, ni al incluir la(s) variables de la distribución de los precios relativos VPR, ASYMX y/o S. Por su parte, los parámetros correspondientes al rezago de la inflación y los momentos de la distribución de los precios relativos si son significativos en el modelo. De nuevo la variable que más contribuye a explicar la dinámica de la inflación es ASYMX que explica en más de 10% la variabilidad de la inflación. Al incluir la varianza y/o la asimetría de los precios relativos, la persistencia de la inflación se reduce, especialmente cuando se incluyen simultáneamente la VPR y la medida de asimetría ASYMX. Adicionalmente se observa que el incluir estas variables elimina la autocorrelación de los residuales.

Estimación Curva de Phillips Diferentes versiones

Parámetros	GAP_IPI	GAP_IPI Incluye ASYMX	GAP_IPI Incluye ASYMX y VPR	GAP_IPI Incluye S y VPR	GAP_IPI Incluye VPR	GAP_IPI Incluye S	GAP_COMER	GAP_COMER Incluye ASYMX	GAP_COMER Incluye ASYMX y VPR	GAP_COMER Incluye S y VPR	GAP_COMER Incluye VPR	GAP_COMER Incluye S
intercepto	0.0029 (0.001)	0.0033 (0)	0.0012 (0.001)	-0.0009 (0.001)	-0.0009 (0.001)	0.0029 (0.001)	0.0029 (0.001)	0.0033 (0)	0.0011 (0.001)	-0.0008 (0.001)	-0.0009 (0.001)	0.0029 (0.001)
inflacion(1)	0.7730 (0.038)	0.6173 (0.036)	0.5963 (0.036)	0.7019 (0.038)	0.6648 (0.039)	0.7343 (0.039)	0.7736 (0.038)	0.6198 (0.036)	0.5971 (0.036)	0.7013 (0.038)	0.6644 (0.039)	0.7359 (0.039)
GAP_IPR(1)	0.0028 (0.013)	0.0073 (0.011)	0.0030 (0.011)	-0.0042 (0.012)	-0.0019 (0.012)	0.0050 (0.012)	0.0031 (0.023)	-0.0036 (0.019)	-0.0060 (0.019)	-0.0026 (0.021)	-0.0054 (0.021)	0.0002 (0.022)
ASYMX		0.0112 (0.001)	0.0099 (0.001)					0.0111 (0.001)	0.0099 (0.001)			
VPR			0.1021 (0.031)	0.1881 (0.033)	0.1861 (0.032)				0.1035 (0.031)	0.1871 (0.033)	0.1860 (0.032)	
S					0.0002 (0)	0.0002 (0)					0.0002 (0)	0.0002 (0)
R ² Adjusted	0.5923	0.6978	0.7081	0.6340	0.6515	0.6105	0.5922	0.6974	0.7082	0.6339	0.6516	0.6102
LM(1)	0.0091	0.5329	0.2756	0.2395	0.2079	0.0146	0.0091	0.5515	0.2846	0.2424	0.2055	0.0143
ARCH(1)	0.3960	<.0001	<.0001	0.0009	<.0001	<.0001	0.1982	<.0001	<.0001	0.0005	<.0001	<.0001

ANEXO 2

Pruebas Exogeneidad Débil

Inflación y VPR

Modelo Marginal para VPR

$$VPR_t = \mu + \phi_1 VPR_{t-1} + \phi_2 VPR_{t-5} + \phi_3 VPR_{t-12} + \delta \inf_{t-12} + \varepsilon_t$$

Modelo Condicional para Inflación

$$Inf_t = \alpha + \varphi_1 Inf_{t-1} + \varphi_2 Inf_{t-9} + \varphi_3 Inf_{t-11} + \varphi_4 Inf_{t-12} + \theta_1 VPR + \theta_2 VPR_{t-1} + \theta_3 VPR_{t-4} + \eta_t$$

$$Inf_t = \alpha + \varphi_1 Inf_{t-1} + \varphi_2 Inf_{t-9} + \varphi_3 Inf_{t-11} + \varphi_4 Inf_{t-12} + \theta_1 VPR + \theta_2 VPR_{t-1} + \theta_3 VPR_{t-4} + \lambda \hat{\varepsilon}_t + \eta_t$$

Estadístico Prueba $H_0 : \lambda = 0$ F(1,264)= 0.1816 p_value= 0.67

Inflación y ASYMX

Modelo Marginal para ASYMX

$$ASYMX_t = \mu + \phi_1 ASYMX_{t-2} + \phi_2 ASYMX_{t-5} + \delta_1 \inf_{t-1} + \delta_2 \inf_{t-6} + \delta_3 \inf_{t-11} + \varepsilon_t$$

Modelo Condicional para Inflación

$$Inf_t = \alpha + \varphi_1 Inf_{t-1} + \varphi_2 Inf_{t-5} + \varphi_3 Inf_{t-11} + \varphi_4 Inf_{t-12} + \theta_1 ASYMX + \theta_2 ASYMX_{t-1} + \theta_3 ASYMX_{t-5} + \theta_4 ASYMX_{t-11} +$$

$$Inf_t = \alpha + \varphi_1 Inf_{t-1} + \varphi_2 Inf_{t-5} + \varphi_3 Inf_{t-11} + \varphi_4 Inf_{t-12} + \theta_1 ASYMX + \theta_2 ASYMX_{t-1} + \theta_3 ASYMX_{t-5} + \theta_4 ASYMX_{t-11} + \lambda \hat{\varepsilon}_t +$$

Estadístico Prueba $H_0 : \lambda = 0$ F (1,263)= 1.444 p_value= 0.230

Inflación y S

Modelo Marginal para S

$$S_t = \mu + \phi_1 S_{t-1} + \phi_2 S_{t-2} + \delta_1 \inf_{t-1} + \delta_2 \inf_{t-6} + \delta_3 \inf_{t-11} + \varepsilon_t$$

Modelo Condicional para Inflación

$$Inf_t = \alpha + \varphi_1 Inf_{t-1} + \varphi_2 Inf_{t-11} + \varphi_3 Inf_{t-12} + \theta_1 S + \theta_2 S_{t-8} + \eta_t$$

$$Inf_t = \alpha + \varphi_1 Inf_{t-1} + \varphi_2 Inf_{t-11} + \varphi_3 Inf_{t-12} + \theta_1 S + \theta_2 S_{t-8} + \lambda \hat{\varepsilon}_t + \eta_t$$

Estadístico Prueba $H_0 : \lambda = 0$ F (1,266)= 2.617 p_value= 0.107

ANEXO 3

Medidas de Evaluación de Pronósticos

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2} \quad \text{Raíz del error cuadrático medio}$$

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right)^2} \quad \text{Raíz del error porcentual cuadrático medio}$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |Y_t - \hat{Y}_t| \quad \text{Error absoluto medio}$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| \quad \text{Error absoluto porcentual medio}$$

$$U - THEIL = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (Y_t - Y_{t-1})^2}} \quad \text{Razón entre el error cuadrado medio de los pronósticos}$$

obtenidos por el modelo y el error cuadrado medio de los pronósticos obtenidos de una caminata aleatoria

$$SR = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n I_t \left[(Y_t - Y_{t-1})(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) < 0 \right] + \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n I_t \left[(Y_t - Y_{t-1})(\hat{Y}_t - \hat{Y}_{t-1}) > 0 \right] \quad \text{Proporción de éxitos pronosticando el signo correcto de la variación de Y.}$$